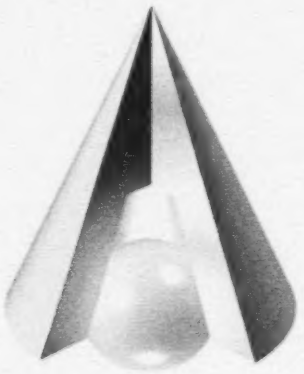
Nº 11F0019M au catalogue — Nº 380
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-05798-9

Direction des études analytiques : documents de recherche

Les mises à pied augmentent-elles les transitions aux études postsecondaires chez les adultes?



par Wen Ci, Marc Frenette et René Morissette

Date de diffusion : le 19 juillet 2016

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2016

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Les mises à pied augmentent-elles les transitions aux études postsecondaires chez les adultes?

par

Wen Ci, Marc Frenette et René Morissette

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 380
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-05798-9

Juillet 2016

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **7**

2 Contexte **9**

3 Données et méthodes **10**

4 Résultats **14**

4.1 Données descriptives 14

4.2 Résultats de la régression 17

4.2.1 Microdonnées 17

4.2.2 Données regroupées 21

5 Conclusion **26**

Bibliographie **29**

Résumé

Lorsqu'ils perdent leur emploi, les travailleurs déplacés peuvent choisir de retourner aux études pour réintégrer plus facilement la population active. Les pertes d'emploi dans un marché du travail local donné peuvent aussi inciter les travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied à s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements postsecondaires (PS). En combinant des microdonnées et des données regroupées, la présente étude examine ces deux aspects du rapport entre les mises à pied et les inscriptions aux études PS pour la période allant de 2001 à 2011.

À partir de microdonnées longitudinales au niveau de la personne et en tenant compte de façon souple de l'hétérogénéité non observée des travailleurs, l'étude établit que les travailleurs de sexe masculin et féminin qui sont mis à pied sont plus susceptibles, dans une proportion de 2 à 4 points de pourcentage, que les autres hommes et femmes, de faire la transition aux études PS, l'année de leur mise à pied ou l'année suivante (par rapport à un taux de base d'environ 3 %). Pour les deux sexes, les inscriptions aux études PS à temps plein représentent la majeure partie de l'augmentation du nombre d'inscriptions. Des corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et les inscriptions aux études PS à temps plein sont observées entre les deux années précédant la perte d'emploi et les deux années suivant la perte d'emploi.

L'étude tire aussi parti du fait que la récession de 2008-2009 a fait augmenter les taux de mise à pied de différentes façons au Canada et, ainsi, a produit une variation exogène des taux de mise à pied au niveau régional. À partir de modèles de données regroupées, qui permettent aux régions économiques d'afficher des tendances distinctes dans leurs taux de transition aux établissements PS, on constate que, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes adultes mis à pied dans une région économique une année donnée, de 2 à 6 hommes de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante. L'étude établit aussi un rapport positif entre les taux de mise à pied régionaux et les transitions aux études PS au niveau régional pour les femmes non mariées. Conformément à la notion que certains travailleurs non mis à pied peuvent s'inscrire à titre préventif dans des établissements PS, l'étude révèle que les variations des taux de mise à pied régionaux comportent une corrélation positive avec les transitions à court terme à des établissements PS pour les travailleurs adultes de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans qui n'ont pas encore été mis à pied.

Sommaire

Chaque année, des milliers de travailleurs perdent leur emploi dans de nombreux pays industrialisés (Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE], 2013). Ces travailleurs déplacés peuvent s'adapter à une perte d'emploi en cherchant un nouvel emploi, en migrant, en sortant temporairement du marché du travail ou en prenant leur retraite. Ils peuvent aussi améliorer leurs compétences grâce à de la formation parrainée par le gouvernement ou en s'inscrivant dans des établissements postsecondaires (PS).

Même s'il est bien établi que de nombreux travailleurs déplacés subissent des pertes de rémunération importantes et persistantes, la mesure dans laquelle ils s'inscrivent dans des établissements PS après avoir perdu leur emploi demeure en grande partie inconnue. Cela vient notamment du fait que même si les mises à pied touchent un nombre important de travailleurs, elles demeurent relativement rares. C'est pourquoi les enquêtes auprès des ménages n'ont habituellement pas la taille d'échantillon requise pour appuyer des analyses crédibles du lien entre la suppression d'emplois et l'inscription des adultes dans des établissements PS. Pour analyser ce lien, on a besoin de grands ensembles de données administratives comportant des renseignements sur les mises à pied et les inscriptions aux études PS.

La présente étude profite d'un tel ensemble de données et évalue le rapport entre la suppression d'emplois et l'inscription des adultes dans des établissements PS. À partir d'un ensemble de données administratives unique, qui relie des identificateurs au niveau de l'entreprise à la totalité des enregistrements des déclarations de revenus T1, des états de la rémunération payée T4 et des relevés d'emploi (RE) des Canadiens, l'étude estime dans quelle mesure les mises à pied sont associées à des transitions accrues aux études PS chez les travailleurs adultes.

Dans le cadre de l'étude, on envisage la possibilité que des taux de mise à pied plus élevés au niveau régional fassent augmenter l'éducation des adultes, par l'entremise de trois canaux distincts. Tout d'abord, les pertes d'emploi peuvent inciter certains travailleurs mis à pied à retourner aux études. En deuxième lieu, dans les entreprises en difficulté, les travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied peuvent anticiper les pertes d'emploi subséquentes lorsqu'ils prennent connaissance de mises à pied imminentes. En troisième lieu, les travailleurs dont les employeurs vendent des biens intermédiaires à des entreprises en difficulté peuvent aussi s'inquiéter au sujet de leur emploi et s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements PS.

À partir de microdonnées longitudinales au niveau de la personne, l'étude établit que les travailleurs de sexe masculin et féminin qui sont mis à pied sont plus susceptibles, dans une proportion de 2 à 4 points de pourcentage, que les autres hommes et femmes adultes de faire la transition aux études PS, l'année de leur mise à pied ou l'année suivante (par rapport à un taux de base d'environ 3 %). Pour les deux sexes, les inscriptions aux études PS à temps plein représentent la majeure partie de l'augmentation du nombre d'inscriptions. Des corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et les inscriptions aux études PS à temps plein sont observées entre les deux années précédant la perte d'emploi et les deux années suivant la perte d'emploi. Ces résultats laissent supposer que certains travailleurs mis à pied commencent à s'inscrire dans des établissements PS dès qu'ils prennent connaissance de mises à pied imminentes et que, dans certains cas, ils demeurent inscrits pendant plus d'une année.

À partir de données regroupées, l'étude montre que, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes adultes mis à pied dans une région économique une année donnée, de 2 à 6 hommes de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante. On décèle aussi un rapport positif entre les taux de mise à pied régionaux et les transitions aux études PS au niveau régional pour les femmes non mariées. Conformément à la notion que certains travailleurs mis à pied peuvent s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements PS, l'étude révèle que les variations des taux de mise à pied régionaux comportent une corrélation positive avec les transitions à court terme à des établissements PS pour les travailleurs adultes de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans qui n'ont pas encore été mis à pied.

1 Introduction

Chaque année, des milliers de travailleurs perdent leur emploi dans de nombreux pays industrialisés (Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE], 2013). Ces travailleurs déplacés peuvent s'adapter à une perte d'emploi en cherchant un nouvel emploi, en migrant, en sortant temporairement du marché du travail ou en prenant leur retraite. Ils peuvent aussi améliorer leurs compétences grâce à de la formation parrainée par le gouvernement ou en s'inscrivant dans des établissements postsecondaires (PS).

Même s'il est bien établi que de nombreux travailleurs déplacés subissent des pertes de rémunération importantes et persistantes[1], la mesure dans laquelle ils s'inscrivent dans des établissements PS après avoir perdu leur emploi demeure en grande partie inconnue. Cela vient notamment du fait que même si les mises à pied touchent un nombre important de travailleurs, elles demeurent relativement rares. C'est pourquoi les enquêtes auprès des ménages n'ont habituellement pas la taille d'échantillon requise pour appuyer des analyses crédibles du lien entre la suppression d'emplois et l'inscription des adultes dans des établissements PS. Pour analyser ce lien, on a besoin de grands ensembles de données administratives comportant des renseignements sur les mises à pied et la fréquentation d'établissements PS.

La présente étude profite d'un tel ensemble de données et évalue le rapport entre la suppression d'emplois et l'inscription des adultes dans des établissements PS. À partir d'un ensemble de données administratives unique, qui relie des identificateurs au niveau de l'entreprise à la totalité des enregistrements des déclarations de revenus T1, des états de la rémunération payée T4 et des relevés d'emploi (RE) des Canadiens, l'étude estime dans quelle mesure les mises à pied sont associées à des transitions accrues aux études PS chez les travailleurs adultes.

L'étude contribue aux ouvrages publiés sur la suppression d'emplois et l'éducation des adultes de deux façons.

Tout d'abord, à partir de microdonnées longitudinales au niveau de la personne, l'étude fournit des indications récentes d'une marge potentiellement importante d'adaptation à la perte d'emploi : l'inscription dans des établissements PS. Ainsi, l'étude contribue à jeter de la lumière sur la compréhension des déterminants de l'éducation des adultes, sujet relativement peu connu à l'heure actuelle[2]. L'étude utilise des modèles de régression qui tiennent compte de façon souple de l'hétérogénéité non observée des travailleurs — et ainsi, de la sélectivité possible — et qui permettent aux travailleurs mis à pied d'adapter leur comportement avant la perte d'emploi et par la suite.

En deuxième lieu, l'étude profite de la variation spatiale et temporelle exogène des taux de mise à pied découlant de la récession de 2008-2009 pour déterminer les effets des mises à pied sur l'éducation des adultes. L'étude tient compte de la possibilité que des taux de mise à pied accrus au niveau régional fassent augmenter l'éducation des adultes par l'entremise de trois canaux distincts. Tout d'abord, les pertes d'emploi peuvent inciter certains travailleurs mis à pied à retourner aux études. C'est ce sur quoi portent essentiellement les modèles de régression mentionnés précédemment, qui sont fondés sur des microdonnées longitudinales au niveau de la personne. En deuxième lieu, dans les entreprises en difficulté, les travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied peuvent prévoir les pertes d'emploi subséquentes lorsqu'ils prennent connaissance de mises à pied imminentes. En troisième lieu, les travailleurs dont les employeurs

1. Voir Jacobson, Lalonde et Sullivan (1993) pour les États-Unis; Hijzen, Upward et Wright (2010) pour le Royaume-Uni; Eliason et Storrie (2006) pour la Suède; Huttunen, Møen et Salvanes (2006) pour la Finlande; Morissette, Qiu et Chan (2013) pour le Canada.
2. Par contre, une somme importante d'ouvrages publiés a évalué les répercussions causales de nombreux facteurs, par exemple, la taille de la classe, la qualité de l'enseignement et l'effet des pairs sur la réussite scolaire des enfants et des adolescents.

vendent des biens intermédiaires à des entreprises en difficulté peuvent aussi s'inquiéter de leur emploi et s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements PS.

Ces mécanismes ont des répercussions vérifiables sur les données regroupées. Pris ensemble, les trois canaux laissent supposer que les régions qui connaissent des taux élevés de mise à pied certaines années, par rapport à leurs propres taux de mise à pied moyens, devraient, toutes choses étant égales par ailleurs, connaître des taux relativement élevés de fréquentation d'établissements PS pendant ces années. Les deux derniers canaux laissent supposer que les variations des taux de mise à pied régionaux comportent une corrélation positive avec la fréquentation d'établissements PS pour les groupes de travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied.

Dans le cadre de l'étude, on vérifie ces deux hypothèses en regroupant les microdonnées au niveau de la région économique pour la période allant de 2001 à 2011. Comme cette période comprend la récession de 2008-2009, qui a fait augmenter les taux de mise à pied de différentes façons au Canada[3], l'étude profite de la variation exogène des taux de mise à pied au niveau régional lorsqu'elle utilise les estimateurs de groupement. À partir de modèles souples, qui permettent aux régions économiques d'afficher des tendances distinctes dans leurs taux de transition aux établissements PS, l'étude quantifie la mesure dans laquelle les régions économiques qui ont connu des augmentations des taux de mise à pied de 2001 à 2011 ont affiché des augmentations dans les transitions aux études PS. En outre, elle évalue si les groupes de travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied ont augmenté leur transition aux établissements PS à court terme, au fur et à mesure de l'augmentation des taux de mise à pied régionaux. À la connaissance des auteurs, aucune étude n'a porté sur ce sujet jusqu'à maintenant.

À partir de microdonnées longitudinales au niveau de la personne, l'étude établit que les travailleurs adultes de sexe masculin et féminin mis à pied sont plus susceptibles dans une proportion de 2 à 4 points de pourcentage que les autres travailleurs adultes de sexe masculin et féminin de faire la transition aux études PS l'année de leur mise à pied ou l'année suivante (par rapport à un taux de base d'environ 3 %). Pour les deux sexes, les inscriptions aux études PS à temps plein représentent la majeure partie de l'augmentation du nombre d'inscriptions. Des corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et les inscriptions aux études PS à temps plein sont observées entre les deux années précédant la perte d'emploi et les deux années suivant la perte d'emploi. Cette constatation laisse supposer que certains travailleurs mis à pied commencent à s'inscrire dans des établissements PS dès qu'ils prennent connaissance de mises à pied imminentes et que, dans certains cas, ils demeurent inscrits pendant plus d'une année.

À partir de données regroupées, l'étude établit que, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes adultes mis à pied dans une région économique une année donnée, de 2 à 6 hommes de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante. Un rapport positif entre les taux de mise à pied régionaux et les transitions aux études PS au niveau régional est aussi observé pour les femmes non mariées. Selon la notion que certains travailleurs non mis à pied peuvent s'inscrire à titre préventif dans des établissements PS, l'étude démontre que les variations des taux de mise à pied régionaux présentent une corrélation positive avec les transitions à court terme à des établissements PS pour les travailleurs adultes de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans qui n'ont pas encore été mis à pied.

3. Par exemple, les taux de mise à pied permanente ont augmenté davantage à Windsor–Sarnia qu'à Ottawa de 2007 à 2009.

Pris ensemble, ces résultats indiquent clairement que la perte d'emploi est un déterminant de l'éducation des adultes (c.-à-d. qu'elle peut entraîner une augmentation dans les transitions aux études PS chez les adultes).

Le document est organisé de la façon suivante. La section 2 passe en revue les travaux antérieurs qui examinent le lien entre la perte d'emploi et l'éducation des adultes. Les données et les méthodes sont présentées à la section 3, et les résultats figurent à la section 4. La section 5 présente la conclusion.

2 Contexte

Par suite d'une perte d'emploi, les travailleurs peuvent choisir d'améliorer leurs compétences grâce à de la formation parrainée par le gouvernement ou en s'inscrivant dans des établissements PS[4]. Jusqu'à maintenant, la mesure dans laquelle les travailleurs déplacés ont augmenté leur inscription aux études PS après une perte d'emploi a fait l'objet de peu d'analyses empiriques.

À la connaissance des auteurs, la seule étude qui examine cette question est celle de Frenette, Upward et Wright (2011). À partir de données administratives pour le Canada, ils ont établi que la suppression d'emplois par suite de la fermeture d'entreprises et de mises à pied massives est associée à une augmentation de 1 point de pourcentage du nombre d'inscriptions aux études PS (sur une base de 10 %). Étant donné que les pertes d'emploi découlant de fermetures d'entreprises ou de mises à pied massives représentent moins du tiers de toutes les mises à pied au Canada (Morissette, Zhang et Frenette, 2007), leur analyse se limite à un sous-ensemble de pertes d'emplois, contrairement à la présente étude.

A priori, on ne sait pas clairement si de nombreux travailleurs mis à pied retourneront aux études après avoir perdu leur emploi. Dans de nombreux pays industrialisés, la moitié des travailleurs déplacés trouvent un emploi au plus tard un an après avoir été déplacé (OCDE, 2013). Pour ce groupe, les incitatifs à la transition aux études PS sont assez faibles. Par contre, les travailleurs déplacés qui deviennent chômeurs après un déplacement font face, à tout le moins à court terme, à un coût d'opportunité relativement faible du point de vue de la rémunération perdue lorsqu'ils retournent à l'école. En outre, certains d'entre eux pourraient voir leur rémunération augmenter par suite des années d'études additionnelles[5]. Ainsi, leur probabilité de s'inscrire dans des établissements PS peut être relativement élevée.

Toutefois, d'autres facteurs peuvent restreindre la propension des travailleurs déplacés à retourner aux études. Les responsabilités parentales et les coûts non monétaires de la poursuite d'études plus poussées (p. ex., l'énergie et l'effort requis pour étudier et faire des examens) peuvent limiter leur degré d'inscription dans des établissements PS. En outre, si les entreprises mettent à pied de façon sélective des travailleurs qui ont une productivité plus faible que la moyenne, et si la productivité et la capacité d'apprentissage comportent une corrélation positive,

4. Une somme considérable d'ouvrages publiés portent sur le rapport entre la formation parrainée par le gouvernement pour les travailleurs récemment déplacés et les résultats sur le marché du travail (p. ex., Heckman, Lalonde et Smith, 1999; Leigh, 1994; Decker et Corson, 1995; Dar et Gill, 1998; Heinrich, Mueser et Troske, 2008). En général, ces études montrent un rapport faible ou nul, peut-être pour trois raisons : les études sont généralement à court terme, la formation offerte est trop spécifique ou trop générale, et la formation cible les travailleurs peu qualifiés (c.-à-d. qu'il existe un biais de sélection négatif possible).
5. Il existe des preuves que les travailleurs déplacés profitent ultimement du retour aux études PS. Aux États-Unis, Jacobson, Lalonde et Sullivan (2005) ont déterminé qu'une année de fréquentation d'un collège communautaire est associée à une augmentation de la rémunération d'environ 9 % pour les hommes et d'environ 13 % pour les femmes. Au Canada, Frenette, Upward et Wright (2011) ont déterminé que la fréquentation d'un établissement PS, peu après le déplacement, est associée à une croissance additionnelle de la rémunération de 6 400 $ pour les hommes (sur la base de 30 000 $) et de 7 100 $ pour les femmes (sur la base de 20 000 $).

il se peut que les travailleurs mis à pied aient une capacité relativement faible d'apprendre de nouveaux concepts. Ainsi, la probabilité relativement élevée ou relativement faible pour les travailleurs adultes déplacés de retourner aux études après la perte d'un emploi représente une question empirique.

L'objectif de la présente étude est de répondre à cette question au moyen d'un ensemble de données administratives unique, qui relie les identificateurs au niveau de l'entreprise à la totalité des enregistrements des déclarations de revenus T1, des états de la rémunération payée T4 et des RE des Canadiens. Étant donné que cet ensemble suit les travailleurs sur une période de 11 ans, il permet des analyses de microdonnées longitudinales qui tiennent compte de l'hétérogénéité non observée des personnes de façon souple. Comme cet ensemble de données englobe à peu près tous les déclarants fiscaux canadiens, il permet l'utilisation d'estimateurs de groupements qui ont la capacité de déceler les effets même minimes des mises à pied sur les inscriptions aux études PS.

3 Données et méthodes

Il existe une façon simple de modéliser la décision des adultes de s'inscrire dans un établissement postsecondaire, à savoir l'équation suivante au niveau de la personne :

$$Y_{iart} = \theta_i + \theta_t + \lambda_i * t + \sum_{k=a}^{b} L^k_{it} * \beta_{1,k} + \beta_2 * URATE_{art} + X_{it} * \beta_3 + \varepsilon_{it}, t = 2001, \ldots 2011, \qquad (1)$$

où Y_{iart} est un indicateur binaire qui est égal à 1 si le travailleur i du groupe d'âge a et de la région économique r fréquente un établissement d'enseignement PS l'année t, et à 0 autrement. L^k_{it} est un vecteur d'indicateurs binaires qui est égal à 1 si le travailleur i est mis à pied k années avant l'année t, et à 0 autrement. Les paramètres a et b sont établis à −2 et 5 respectivement, ce qui permet aux pertes d'emploi d'avoir une incidence sur les transitions aux études postsecondaires des adultes jusqu'à deux ans avant les mises à pied et jusqu'à cinq ans après. $URATE_{art}$ est un taux de chômage ventilé par sexe pour les personnes du groupe d'âge a dans la région économique r pour l'année t, X_{it} est un vecteur des caractéristiques au niveau de la personne observées l'année t, θ_i est un vecteur des effets fixes au niveau de la personne, θ_t est un vecteur des effets de l'année, et ε_{it} est un terme d'erreur aléatoire[6].

L'équation (1) tient compte de façon souple de l'hétérogénéité non observée des travailleurs. Le vecteur θ_i tient compte des capacités non observées invariantes dans le temps ainsi que des facteurs variant dans le temps comme le premier grade, diplôme et domaine d'études des personnes[7]. Le terme $\lambda_i * t$ permet aux personnes d'afficher des tendances qui leur sont propres dans leur propension à fréquenter des établissements PS. Par conséquent, la probabilité de fréquenter des établissements PS peut diminuer ou augmenter au fil du temps à un rythme

6. Au fur et à mesure que les personnes avancent en âge (p. ex., lorsqu'elles passent du groupe des 35 à 44 ans à celui des 36 à 45 ans) ou déménagent dans une nouvelle région économique, on leur affecte un taux de chômage propre à chaque sexe associé à leur nouveau groupe d'âge ou à leur nouvelle région économique.
7. L'absence de renseignements au niveau de la personne portant sur le niveau de scolarité et le domaine d'études des travailleurs dans les ensembles de données administratives utilisées dans l'étude empêche l'estimation de versions distinctes de l'équation (1), selon le niveau de scolarité ou le domaine d'études.

différent pour les travailleurs mis à pied et les autres travailleurs. Si on présume que $\lambda_t = 0$, l'équation (1) est un modèle à effets fixes[8].

L'équation (1) utilise des microdonnées longitudinales au niveau de la personne et suit les personnes pour la période allant de 2001 à 2011, afin de répondre à la question suivante : parmi les personnes qui font face à des situations similaires sur le marché du travail (mesurées par $URATE_{art}$), dans quelle mesure celles qui subissent une perte d'emploi sont-elles plus susceptibles que les autres de faire une transition aux études PS?

Une autre question tient compte du lien entre les variations régionales des taux de mise à pied et les variations régionales des taux de transition aux études PS. Elle reconnaît la possibilité qu'au niveau régional, des taux de mise à pied accrus entraînent des augmentations dans l'éducation des adultes par l'entremise de trois canaux distincts. Tout d'abord, les pertes d'emploi peuvent inciter certains travailleurs mis à pied à se réinscrire dans un établissement postsecondaire, ce sur quoi l'équation (1) est axée. En deuxième lieu, dans les entreprises en difficulté, les travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied peuvent anticiper les pertes d'emploi subséquentes lorsqu'ils prennent connaissance de mises à pied imminentes. En troisième lieu, les travailleurs dont les employeurs vendent des biens intermédiaires à des entreprises en difficulté peuvent aussi s'inquiéter de leur emploi et s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements PS[9].

On peut répondre à cette autre question en estimant le modèle suivant à partir de données regroupées au niveau de la région économique :

$$Y_{rt} = \lambda_r + \lambda_t + \gamma_r * t + \gamma_1 * L_{rt} + \gamma_2 * U'_{rt} + X_{rt} * \gamma_3 + \varepsilon_{rt}, t = 2001,...2011; r = 1,...66, \quad (2)$$

où Y_{rt} mesure le pourcentage d'employés adultes dans la région r qui font une transition aux études PS de l'année t à l'année $t+1$. Le coefficient γ_1 rend compte des répercussions que le taux de mise à pied L_{rt} peut avoir sur ces transitions, par l'entremise des trois canaux mentionnés précédemment. Y_{rt} peut aussi être mesuré pour le sous-ensemble des employés adultes qui n'ont pas été mis à pied l'année t. Ce faisant, on peut présumer que les deux derniers canaux ont été vérifiés (c.-à-d. si les variations des taux de mise à pied régionaux comportent une corrélation positive avec les transitions à court terme aux établissements PS pour les travailleurs adultes de sexe masculin qui n'ont pas encore été mis à pied).

Les effets fixes régionaux (λ_r), les effets de l'année dans l'ensemble du pays (λ_t) et les tendances temporelles linéaires propres à une région ($\gamma_r * t$) sont compris dans l'équation (2)[10]. X_{rt} est un vecteur des caractéristiques propres à la région observées l'année t, et ε_{rt} est un terme d'erreur. L'idée qui sous-tend l'équation (2) est simple : si les mises à pied incitent certains adultes à poursuivre des études PS par l'entremise des trois canaux mentionnés précédemment, les années où les régions économiques connaissent des taux de mise à pied élevés par rapport à leurs propres taux de mise à pied moyens, elles devraient aussi afficher des taux relativement élevés de transition aux études PS.

8. Lorsque les tendances propres à la personne sont incluses, l'équation (1) est estimée en prenant les premières différences de la variable dépendante et des régresseurs variant dans le temps qui figurent du côté droit de l'équation (1).
9. De même, certains travailleurs qui prévoyaient s'inscrire dans des établissements PS comme moyen d'être promus pourraient reporter leur inscription si la probabilité d'être promus diminue par suite des difficultés auxquelles font face leurs employeurs.
10. Les tendances temporelles quadratiques propres à une région sont aussi prises en compte.

La variable U'_{rt} mesure les variations des taux de chômage de la région r l'année t qui sont orthogonaux par rapport à L_{rt}. Plus précisément, U'_{rt} est égal aux résidus d'un modèle de régression dans lequel le taux de chômage de la région r l'année t fait l'objet d'une régression sur L_{rt} [11]. La justification de l'inclusion de U'_{rt} comme variable de contrôle dans l'équation (2) est la suivante : les régions économiques peuvent différer non seulement du point de vue du chômage cyclique (décelé au moyen de L_{rt}), mais aussi du point de vue des autres types de chômage. Par exemple, il se peut que certaines régions possèdent un niveau de chômage attribuable à l'inadéquation de l'offre et de la demande plus élevé que les autres en raison d'un manque de concordance entre les compétences requises pour les postes vacants et les compétences des travailleurs en chômage. L'inclusion de U'_{rt} comme variable de contrôle dans l'équation (2) permet aux modèles de données regroupées de répondre à la question suivante : si l'on prend des régions qui sont similaires du point de vue du chômage non cyclique, dans quelle mesure celles qui connaissent des taux élevés de mise à pied (par rapport à leur propre moyenne) affichent-elles aussi des taux relativement élevés de transition aux études PS?

L'équation (1) est estimée au moyen de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés (BDCDEE), un ensemble de données administratives longitudinales couplées qui comprend des données de 2001 à 2011 et qui est constitué du fichier maître des particuliers T1, du fichier T4, de la base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) et des RE. Ces fichiers sont essentiellement combinés en un fichier longitudinal complet de travailleurs. Ce fichier a servi à suivre les résultats à long terme des personnes mises à pied, présentés par Morissette, Zhang et Frenette (2007); Frenette, Upward et Wright (2011); Bonikowska et Morissette (2012); Morissette, Qiu et Chan (2013).

L'échantillon utilisé pour l'équation (1) comprend les personnes âgées de 35 à 44 ans en 2001 qui ont produit une déclaration de revenus T1 chaque année au cours de la période allant de 2001 à 2011 et qui, au cours de la période allant de 2001 à 2003, avaient des salaires et traitements positifs, n'avaient aucun revenu provenant d'un travail autonome et n'ont pas connu de mise à pied permanente. Huit groupes de traitement sont pris en compte. Ils représentent les travailleurs dont la première mise à pied permanente après 2003 s'est produite l'année t, où $t = 2004, 2005, \ldots 2011$ [12]. Le groupe de contrôle est constitué des personnes qui étaient salariées tout au long de la période s'échelonnant de 2001 à 2011 (c.-à-d. qui avaient des salaires et traitements positifs et n'avaient aucun revenu provenant d'un travail autonome au cours de cette période) et qui n'ont jamais été mis à pied de façon permanente au cours de cette période.

La variable dépendante Y_{iart} est une variable binaire indiquant une inscription à des études PS (à temps plein ou à temps partiel). Elle est calculée en cherchant la présence de crédits d'impôt aux études à temps plein ou à temps partiel non remboursables du gouvernement fédéral dans le fichier maître des particuliers T1. Même si ceux-ci peuvent être transférés à un autre membre de la famille à des fins fiscales, il est possible d'identifier l'étudiant auquel les crédits s'appliquent pour la période examinée. Ces crédits et déductions s'appliquent à toutes les études PS, à quelques exceptions près (p. ex., cours préparatoires à l'université ou au collège). Ils excluent les programmes qui ont été remboursés par un autre organisme (p. ex., le gouvernement). Autrement dit, seules les études PS autofinancées sont déclarées dans les données fiscales.

---

11. Le taux de chômage et le taux de mise à pied dans cette régression sont ventilés par sexe et par groupe d'âge. Lorsque des groupes de travailleurs sont définis sur la base de leur groupe d'âge, de leur sexe et de leur état matrimonial, le taux de chômage et le taux de mise à pied dans cette régression sont ventilés selon le sexe, le groupe d'âge et l'état matrimonial.
12. Les groupes de traitement sont sélectionnés de façon séquentielle. Cela signifie que les personnes dont la première mise à pied permanente après 2003 s'est produite en 2004 sont comprises dans le groupe de travail de 2004, peu importe si elles ont connu d'autres mises à pied permanentes les années subséquentes.

L'indicateur de mise à pied L_{it}^{k} est élaboré à partir de données sur les mises à pied permanentes. Les mises à pied permanentes peuvent être déterminées au moyen du RE, qui comprend la raison de la cessation d'emploi. Une mise à pied permanente a lieu si l'employé quitte l'entreprise en raison d'une pénurie de travail et ne revient pas dans cette entreprise l'année de la mise à pied ou l'année suivante. Pour déterminer cela, on utilise l'identificateur d'entreprise longitudinal compris dans l'ensemble de données du PALE.

Les autres régresseurs de l'équation (1) comprennent des indicateurs d'année, l'âge des travailleurs et leur âge au carré ainsi qu'un taux de chômage ventilé selon la région économique et le sexe du groupe d'âge a l'année t, tiré de l'Enquête sur la population active (EPA). L'équation (1) est estimée séparément pour les hommes et pour les femmes. Étant donné que cette équation représente un modèle au niveau du travailleur qui utilise des renseignements de régions économiques (leur taux de chômage), les erreurs types sont regroupées au niveau de la région économique pendant l'estimation.

L'échantillon utilisé pour l'équation (2) comprend les employés qui ne sont pas des étudiants l'année t. Le principal échantillon est axé sur ceux âgés de 35 à 44 ans l'année t, mais pour assurer la robustesse, les résultats sont aussi montrés pour ceux âgés de 45 à 54 ans. Les microdonnées sont agrégées au niveau de la région économique. Au total, on compte 66 régions économiques par année, regroupées sur 11 années. Les trois territoires (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut) sont exclus, et certaines petites régions économiques sont regroupées pour obtenir des tailles d'échantillon plus importantes[13].

Les microdonnées de la BDCDEE et de l'EPA sont utilisées pour estimer l'équation (2). Une transition aux études PS est déterminée par l'effet d'un mouvement allant de la non-inscription une année à l'inscription l'année suivante, à partir des données de la BDCDEE. L'agrégation de ces transitions au niveau de la personne pour tous les travailleurs âgés de 35 à 44 ans (ou de 45 à 54 ans) à l'intérieur d'une région économique produit Y_{rt}, soit le pourcentage d'employés adultes d'un âge donné dans la région r qui fait une transition aux études PS de l'année t à l'année $t+1$. De même, les microdonnées de la BDCDEE sur les mises à pied permanentes sont agrégées en L_{rt}, soit le pourcentage de travailleurs d'un âge donné dans la région r qui est mis à pied de façon permanente l'année t.

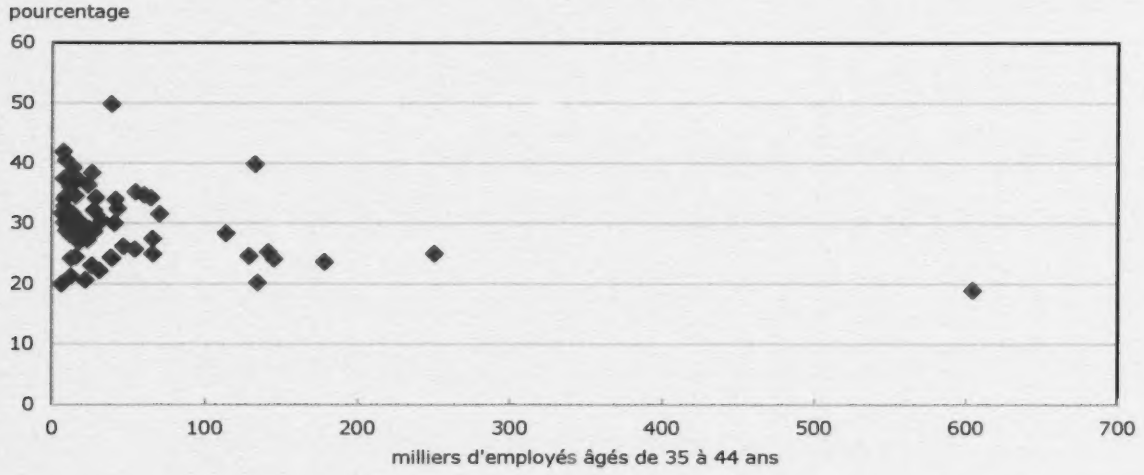
Les autres régresseurs utilisés dans l'équation (2) comprennent la rémunération horaire réelle moyenne (en dollars de 2002) des employés âgés de 35 à 44 ans (ou de 45 à 54 ans) dans une région économique donnée une année donnée, ainsi que le pourcentage d'employés du groupe d'âge qui : a) sont des immigrants, b) ont un baccalauréat ou un niveau plus élevé d'études, c) sont employés à temps plein dans leur emploi principal, d) sont mariés et ont un conjoint qui travaille à temps plein, et e) sont âgés de 35 à 39 ans (pour l'échantillon des 35 à 44 ans) ou de 45 à 49 ans (pour l'échantillon des 45 à 54 ans). Même si le pourcentage d'employés immigrants provient de la BDCDEE, tous les autres régresseurs sont obtenus à partir de l'EPA. Comme l'équation (1), l'équation (2) est estimée séparément pour les hommes et les femmes et utilise des erreurs types qui sont regroupées au niveau de la région économique.

Même si l'équation (2) est estimée en agrégeant les microdonnées des versions complètes des fichiers T1, T4 et RE, une erreur de mesure peut quand même toucher les estimations du régresseur principal, L_{rt}. Cela pourrait se produire si certains des identificateurs longitudinaux au niveau de l'entreprise, par exemple ceux des domaines de l'enseignement, des soins de santé, de l'assistance sociale et des administrations publiques, étaient quelque peu imprécis, ce qui ferait en sorte que certaines mises à pied temporaires seraient considérées comme des mises à

13. À partir du Recensement de la population de 1996, Frenette (2003) a déterminé que 97,3 % de la population canadienne résidait à plus ou moins 80 kilomètres (en ligne droite) d'un collège ou d'une université.

pied permanentes, et vice versa[14]. Comme l'importance relative du secteur public est généralement plus élevée dans les régions économiques plus petites que dans les plus grandes (graphique 1), des identificateurs imprécis au niveau de l'entreprise dans les domaines de l'enseignement, des soins de santé, de l'assistance sociale et des administrations publiques auront probablement des répercussions sur L_{it} davantage dans les petites régions économiques que dans les plus grandes. Comme les femmes sont employées dans une plus large mesure dans le secteur public que les hommes, les problèmes d'erreurs de mesure peuvent aussi être plus importants pour elles que pour leurs homologues de sexe masculin. Le cas échéant, il existe une stratégie pour réduire les préoccupations concernant l'erreur de mesure des taux de mise à pied, à savoir une estimation des versions de l'équation (2) dans laquelle des poids plus grands sont donnés aux régions économiques plus importantes[15]. C'est pourquoi les résultats des données regroupées seront présentés en utilisant à la fois les versions pondérées et non pondérées de l'équation (2).

Graphique 1
Pourcentage d'emplois dans l'enseignement, les soins de santé, l'assistance sociale et les administrations publiques, selon la taille de la région économique, moyennes de 2001 à 2011



Note : Les chiffres calculés concernent les employés de 35 à 44 ans qui ne sont pas des étudiants.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 2001 à 2011 (mars et septembre).

4 Résultats

4.1 Données descriptives

En général, relativement peu de travailleurs adultes fréquentent des établissements PS. Au cours de la période de 11 ans pendant laquelle ils ont été suivis, de 2,4 % à 4,1 % des adultes âgés de 35 à 44 ans en 2001, qui ont été sélectionnés dans l'échantillon utilisé pour l'équation (1), fréquentaient des établissements d'enseignement PS une année donnée (tableau 1 en annexe). L'inscription à temps partiel chez les adultes de sexe féminin se situait en moyenne à 3,0 %, soit

14. Morissette, Ci et Schellenberg (2016) ont démontré que les identificateurs longitudinaux au niveau de l'entreprise dans les domaines de l'enseignement, des soins de santé, de l'assistance sociale et des administrations publiques sont davantage sujets à une erreur de mesure que ceux des autres industries.
15. Les poids sont équivalents aux chiffres de population d'une région économique donnée, une année donnée.

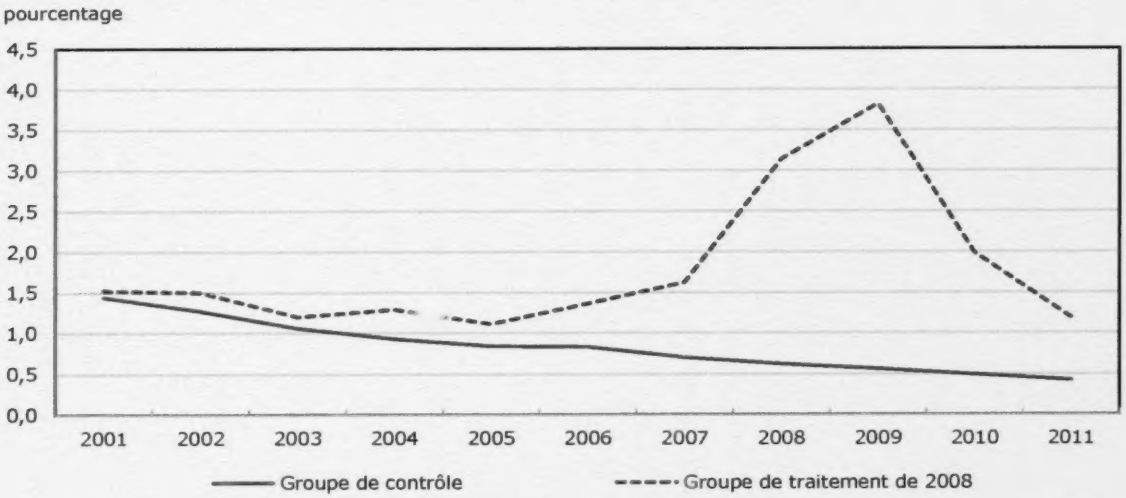
près de deux fois le taux de 1,6 % observé chez leurs homologues de sexe masculin[16]. L'inscription à temps plein chez les adultes de sexe féminin se situait en moyenne à 1,4 %, comparativement à 1,0 % pour les adultes de sexe masculin.

Dans le cas des échantillons utilisés pour l'équation (2), entre 1,9 % et 2,8 % des employés adultes qui étaient âgés de 35 à 44 ans l'année t et qui n'étaient pas des étudiants cette année-là ont fait une transition aux études PS l'année suivante (tableau 2 en annexe). Les pourcentages correspondants varient entre 1,0 % et 1,6 % pour leurs homologues âgés de 45 à 54 ans[17].

Même si les taux moyens d'inscription des adultes dans des établissements d'enseignement PS sont relativement faibles, les tendances temporelles que les travailleurs mis à pied affichent diffèrent de façon marquée de celles des autres travailleurs. Par exemple, lorsqu'ils passent du groupe des 35 à 44 ans à celui des 45 à 54 ans, les adultes de sexe masculin du groupe de contrôle utilisé pour estimer l'équation (1) voient leurs taux d'inscription à temps plein diminuer de façon presque linéaire, pour passer d'environ 1,4 % en 2001 à 0,4 % en 2011 (graphique 2). Par contre, leurs homologues qui ont été mis à pied de façon permanente en 2008 connaissent une hausse marquée de leur taux d'inscription à temps plein, celui-ci passant de 1,6 % en 2007 à près de 4,0 % en 2009. Les mêmes tendances qualitatives sont observées pour les adultes de sexe féminin (graphique 3). Les hausses importantes du nombre d'inscriptions à temps plein observées chez les hommes et les femmes déplacées en 2008 laissent supposer que les travailleurs adultes réagissent aux pertes d'emploi en s'inscrivant à temps plein dans des établissements d'enseignement PS. Afin de déterminer si cette conclusion se vérifie dans un contexte multidimensionnel, on présente les résultats de la régression.

16. En moyenne, 1,2 % des adultes de sexe masculin sélectionnés dans l'échantillon mentionné précédemment ont connu au moins une mise à pied permanente au cours de la période allant de 2001 à 2011, un pourcentage assez similaire à celui d'environ 1,0 % observé pour les adultes de sexe féminin. Au cours de la période allant de 2001 à 2011, ces adultes ont connu un taux de chômage dans leur région économique qui se situait en moyenne entre 5,6 % et 6,1 %.
17. Dans le tableau 2 en annexe, le pourcentage de travailleurs adultes qui sont mis à pied de façon permanente une année donnée varie entre 3,2 % et 5,8 % et, ainsi, est plus élevé que celui figurant au tableau 1 en annexe. La différence découle en grande partie du fait que le groupe de contrôle compris dans le tableau 1 en annexe et utilisé pour estimer l'équation (1) est un groupe relativement important de personnes qui n'ont pas connu de mises à pied permanentes au cours de la période allant de 2001 à 2011.

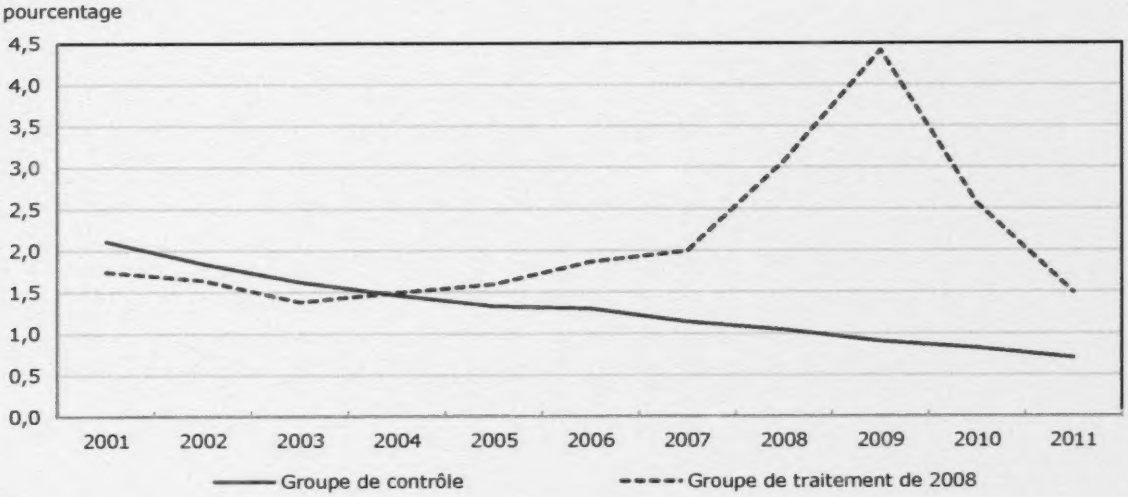
Graphique 2
Pourcentage d'adultes de sexe masculin fréquentant des établissements postsecondaires à temps plein, 2001 à 2011



Note : Les employés de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans en 2001 qui, au cours de la période de 2001 à 2003, avaient des salaires et traitements positifs, n'avaient aucun revenu d'un travail autonome et n'ont pas connu de mise à pied permanente.

Source : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés.

Graphique 3
Pourcentage d'adultes de sexe féminin fréquentant des établissements postsecondaires à temps plein, 2001 à 2011



Note : Les employées de sexe féminin âgées de 35 à 44 ans en 2001 qui, au cours de la période de 2001 à 2003, avaient des salaires et traitements positifs, n'avaient aucun revenu d'un travail autonome et n'ont pas connu de mise à pied permanente.

Source : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés.

4.2 Résultats de la régression

4.2.1 Microdonnées

Le tableau 1 montre les résultats de l'équation (1) pour les hommes. Les effets marginaux des mises à pied sont présentés à partir de modèles de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO), de modèles à effets fixes et de modèles probit, pour l'inscription totale, l'inscription à temps plein et l'inscription à temps partiel. Les modèles probit sont inclus parce qu'ils peuvent produire des effets marginaux différents de ceux des modèles MCO (Wooldridge, 2010; Lewbel, Dong et Yang, 2012). Toutefois, ni les modèles MCO ni les modèles probit ne tiennent compte des effets fixes au niveau de la personne. Ainsi, le modèle privilégié est le modèle à effets fixes, et il s'agit de celui sur lequel la discussion sera axée[18].

Les résultats font généralement ressortir un rapport positif entre une mise à pied /et la fréquentation d'un établissement d'enseignement PS par les adultes. Cela est particulièrement le cas l'année de la mise à pied (t) ou l'année suivante ($t+1$). Par exemple, le modèle à effets fixes montre que le fait de connaître une mise à pied est associé de façon approximative à une augmentation de 2,5 points de pourcentage de la probabilité que les hommes fassent la transition aux études PS au cours de l'année de la mise à pied ou l'année suivante (tableau 1). La majeure partie de l'augmentation est le fait de la fréquentation d'un établissement PS à temps plein (1,9 à 2,0 points de pourcentage)[19], par opposition à la fréquentation à temps partiel (0,6 à 0,7 point de pourcentage). Les effets de l'inscription à temps plein et à temps partiel sont statistiquement significatifs au niveau de 0,1 %. Les résultats des modèles MCO et des modèles probit sont similaires.

L'inscription des hommes dans les établissements d'enseignement PS a aussi tendance à augmenter avant les mises à pied, ainsi que plusieurs années après. Par exemple, les hommes qui connaissent une mise à pied sont plus susceptibles que les autres hommes, dans une proportion de 0,8 point de pourcentage, de fréquenter des établissements d'enseignement PS deux années avant la mise à pied (selon le modèle à effets fixes). Cinq ans après la mise à pied, ils sont plus susceptibles dans une proportion de 0,5 point de pourcentage que les autres hommes de fréquenter des établissements d'enseignement PS. Les estimations positives obtenues avant les mises à pied sont probablement le résultat d'une inscription à titre préventif chez les hommes qui finissent par connaître une mise à pied, tandis que l'inscription tardive peut avoir suivi une période de recherche d'emploi pour les travailleurs de sexe masculin déplacés[20].

Les résultats pour les femmes sont similaires dans la plupart des cas. Par exemple, l'effet marginal estimé sur l'inscription totale aux études PS est de 3,1 points de pourcentage l'année t et de 3,7 points de pourcentage l'année $t+1$, selon le modèle à effets fixes (tableau 2). Encore une fois, la majeure partie de la fréquentation est associée à une augmentation de la fréquentation à temps plein.

Comme c'est le cas pour les hommes, des effets statistiquement significatifs sont estimés les années avant la perte d'emploi et plusieurs années après la perte d'emploi. Selon le modèle à effets fixes, les femmes qui connaissent une mise à pied sont plus susceptibles dans une proportion de 0,8 point de pourcentage que les autres femmes de fréquenter des établissements d'enseignement PS deux ans avant la mise à pied. Cinq ans après la mise à pied, elles sont aussi plus susceptibles dans une proportion de 0,8 point de pourcentage que les autres femmes de fréquenter des établissements d'enseignement PS. Peu importe les modèles utilisés, des

18. Lorsqu'on se sert des modèles probit, les effets marginaux présentés sont des effets partiels moyens.
19. Il faut se rappeler que l'incidence de l'inscription à temps plein à des études PS chez le groupe de contrôle varie entre environ 0,5 % et 1,5 %, selon l'année examinée (graphique 2).
20. De même, les estimations positives les années suivant la mise à pied peuvent rendre compte des inscriptions qui durent plusieurs années.

corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et l'inscription à temps plein sont observées entre les deux années précédant la mise à pied et les quatre années suivant la mise à pied, pour les deux sexes[21].

L'association du taux plus élevé de chômage dans une région économique donnée avec des taux plus élevés d'inscription dans des établissements d'enseignement PS diffère pour les hommes et les femmes adultes. Le modèle à effets fixes laisse supposer qu'une augmentation de 1 point de pourcentage du chômage est associée à une hausse de 0,025 point de pourcentage de la probabilité d'inscription à temps plein chez les hommes (tableau 1), par rapport à un taux de base de 1,0 % (tableau 1 en annexe). Les estimations de paramètre à partir des modèles MCO et des modèles probit sont plus faibles et statistiquement significatives uniquement au niveau de 10 % (tableau 1). Par contre, aucun des effets marginaux du chômage figurant au tableau 2 pour les femmes n'est statistiquement significatif.

Prenons les modèles qui comprennent les tendances propres à une personne. Le tableau 3 montre que des corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et l'inscription à temps plein sont observées entre les deux années précédant les mises à pied et les deux années suivant la mise à pied pour les deux sexes. Par exemple, les travailleurs de sexe masculin et féminin mis à pied sont, un an après la perte d'emploi, plus susceptibles dans des proportions de 1,6 point de pourcentage et de 2,5 points de pourcentage, respectivement, de fréquenter des établissements d'enseignement PS que les autres travailleurs de sexe masculin et féminin.

21. Lorsque des versions ventilées selon le sexe de l'équation (1) sont estimées séparément pour les personnes mariées (mariées ou vivant en union libre) et d'autres personnes, des corrélations statistiquement significatives entre les mises à pied et la fréquentation à temps plein sont observées entre les deux années précédant la perte d'emploi et les trois années suivant la perte d'emploi.

Tableau 1

Effets marginaux des mises à pied sur l'inscription dans des établissements d'enseignement postsecondaire, hommes âgés de 35 à 44 ans en 2001

	Inscription totale			Inscription à temps plein			Inscription à temps partiel		
	MCO	Effets fixes	Probit	MCO	Effets fixes	Probit	MCO	Effets fixes	Probit
	coefficients de régression								
Nombre d'années avant la perte d'emploi									
Deux	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,005 ***	0,009 ***	0,000	0,003 ***	-0,0001
Une	0,013 ***	0,012 ***	0,014 ***	0,012 ***	0,009 ***	0,014 ***	0,001	0,004 ***	0,002
Aucune	0,025 ***	0,025 ***	0,029 ***	0,023 ***	0,019 ***	0,027 ***	0,004 **	0,007 ***	0,004 **
Nombre d'années après la perte d'emploi									
Une	0,025 ***	0,024 ***	0,030 ***	0,023 ***	0,020 ***	0,029 ***	0,003 **	0,006 ***	0,004 **
Deux	0,011 ***	0,010 ***	0,014 ***	0,011 ***	0,007 ***	0,015 ***	0,0002	0,004 ***	0,000
Trois	0,007 ***	0,007 ***	0,010 ***	0,008 ***	0,004 ***	0,011 ***	-0,0004	0,003 ***	-0,001
Quatre	0,006 ***	0,006 ***	0,008 ***	0,006 ***	0,002 *	0,009 ***	0,000	0,004 ***	-0,0001
Cinq	0,005 ***	0,005 ***	0,008 ***	0,005 ***	0,001	0,008 ***	0,0003	0,004 ***	0,0004
Taux de chômage	-0,012	0,0001	-0,012	0,018 †	0,025 *	0,015 †	-0,031 †	-0,020	-0,031 †

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : MCO : moindres carrés ordinaires. Les chiffres devraient être interprétés de la façon suivante : le modèle à effets fixes indique qu'une année après la perte d'emploi, les travailleurs de sexe masculin mis à pied sont plus susceptibles dans une proportion de 2,0 points de pourcentage de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire à temps plein que les autres travailleurs de sexe masculin.

Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Tableau 2

Effets marginaux des mises à pied sur l'inscription dans des établissements d'enseignement postsecondaire, femmes âgées de 35 à 44 ans en 2001

	Inscription totale			Inscription à temps plein			Inscription à temps partiel		
	MCO	Effets fixes	Probit	MCO	Effets fixes	Probit	MCO	Effets fixes	Probit
	coefficients de régression								
Nombre d'années avant la perte d'emploi									
Deux	0,006 ***	0,008 ***	0,006 ***	0,008 ***	0,005 ***	0,008 ***	-0,002 †	0,004 ***	-0,002 †
Une	0,012 ***	0,014 ***	0,012 ***	0,011 ***	0,008 ***	0,012 ***	0,001	0,007 ***	0,002
Aucune	0,028 ***	0,031 ***	0,031 ***	0,024 ***	0,022 ***	0,028 ***	0,006 ***	0,011 ***	0,006 ***
Nombre d'années après la perte d'emploi									
Une	0,034 ***	0,037 ***	0,039 ***	0,032 ***	0,028 ***	0,038 ***	0,005 ***	0,011 ***	0,006 ***
Deux	0,014 ***	0,017 ***	0,017 ***	0,014 ***	0,011 ***	0,018 ***	0,001	0,007 ***	0,001
Trois	0,008 ***	0,011 ***	0,010 ***	0,009 ***	0,005 ***	0,011 ***	0,0001	0,007 ***	0,0002
Quatre	0,006 ***	0,009 ***	0,008 ***	0,007 ***	0,003 **	0,010 ***	-0,001	0,006 ***	-0,001
Cinq	0,005 ***	0,008 ***	0,007 ***	0,006 ***	0,002 †	0,009 ***	-0,0004	0,007 ***	-0,001
Taux de chômage	-0,032	-0,022	-0,030	-0,009	0,003	-0,009	-0,031	-0,022	-0,030

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : MCO : moindres carrés ordinaires. Les chiffres devraient être interprétés de la façon suivante : le modèle à effets fixes indique qu'une année après la perte d'emploi, les travailleurs de sexe féminin mis à pied sont plus susceptibles dans une proportion de 2,8 points de pourcentage de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire à temps plein que les autres travailleurs de sexe féminin.

Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Tableau 3
Effets marginaux des mises à pied sur l'inscription dans des établissements d'enseignement postsecondaire, modèles comportant des tendances propres à la personne

	Inscription totale		Inscription à temps plein		Inscription à temps partiel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	coefficients de régression					
Nombre d'années avant la perte d'emploi						
Deux	0,005 ***	0,004 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,001 *	0,002 *
Une	0,005 ***	0,010 ***	0,004 ***	0,006 ***	0,001 *	0,004 ***
Aucune	0,018 ***	0,026 ***	0,015 ***	0,019 ***	0,003 ***	0,008 ***
Nombre d'années après la perte d'emploi						
Une	0,017 ***	0,030 ***	0,016 ***	0,025 ***	0,002 ***	0,007 ***
Deux	0,003 *	0,009 ***	0,003 **	0,007 ***	0,000	0,003 **
Trois	0,0003	0,004 **	0,001	0,002 *	-0,001 †	0,002 *
Quatre	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001
Cinq	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001
Taux de chômage	0,011 †	-0,011	0,011 **	-0,003	0,001	-0,008

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Note : Les chiffres doivent être interprétés de la façon suivante : une année après la perte d'emploi, les travailleurs de sexe féminin mis à pied sont plus susceptibles dans une proportion de 2,5 points de pourcentage de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire à temps plein que les autres travailleurs de sexe féminin.

Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

4.2.2 Données regroupées

Le tableau 4 montre les résultats de l'équation (2) estimés pour l'ensemble complet d'employés adultes qui ne sont pas des étudiants l'année t. Cela comprend les travailleurs qui ont été mis à pied cette année-là, ainsi que les travailleurs qui n'ont pas encore été mis à pied.

Les régressions pondérées qui permettent des tendances linéaires distinctes pour chaque région économique montrent que, pour les hommes âgés de 35 à 44 ans, une augmentation de 1 point de pourcentage des taux de mise à pied est associée à une hausse de 0,048 point de pourcentage de la proportion d'hommes qui font des transitions aux études PS, par rapport à un taux de base de 1,9 % (tableau 2 en annexe). Le chiffre correspondant à partir des régressions non pondérées, dans lesquelles chaque région économique a le même poids, est légèrement plus élevé : il se situe à 0,075 point de pourcentage. Ces deux estimations laissent supposer que, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes âgés de 35 à 44 ans mis à pied dans une région économique donnée, de 5 à 8 hommes âgés de 35 à 44 ans de plus s'inscrivent à des établissements d'enseignement PS l'année suivante. Comparativement à ces effets marginaux, des effets marginaux légèrement plus faibles sont déterminés pour les hommes âgés de 45 à 54 ans, même si ceux fondés sur des données non pondérées ne sont pas statistiquement significatifs.

Les augmentations du nombre d'inscriptions à temps plein représentent l'ensemble de l'association positive entre les taux de mise à pied et l'éducation des adultes pour les hommes. Par exemple, les régressions pondérées et non pondérées indiquent qu'une augmentation de 1 point de pourcentage des taux de mise à pied des hommes âgés de 35 à 44 ans dans une région économique donnée est associée à des hausses de la proportion d'hommes de ce groupe d'âge qui font des transitions aux études à temps plein. La hausse déterminée à partir des

régressions pondérées s'élève à 0,063 point de pourcentage, et celle à partir des régressions non pondérées, à 0,054 point de pourcentage. Les estimations correspondantes diminuent, pour s'établir à environ 0,030 point de pourcentage, mais sont statistiquement significatives au niveau de 10 %, lorsqu'une spécification plus souple qui utilise des tendances quadratiques au niveau de la région économique est utilisée pour l'équation (2). Des effets des mises à pied sur l'inscription à temps plein qui sont statistiquement significatifs au niveau de 5 % sont aussi déterminés pour les hommes âgés de 45 à 54 ans, peu importe si on utilise des tendances linéaires propres à la région ou des tendances quadratiques propres à la région. Dans l'ensemble, selon la troisième colonne du tableau 4, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes adultes mis à pied dans une région économique une année donnée, de 2 à 6 hommes de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante.

Par contre, rien n'indique, selon le tableau 4, qu'un rapport peut être établi entre les taux de mise à pied et les transitions aux études PS pour les femmes au niveau de la région économique. Ce résultat peut masquer des différences entre les femmes mariées et les femmes non mariées. Le tableau 5 confirme cette hypothèse. Les versions de l'équation (2) fondées sur des données pondérées, qui réduisent les problèmes d'erreurs de mesure dans les taux de mise à pied au niveau de la région économique, montrent un rapport statistiquement significatif entre les taux de mise à pied régionaux et les transitions aux études à temps plein pour les femmes non mariées âgées de 35 à 44 ans et pour celles âgées de 45 à 54 ans, mais pas pour leurs homologues mariées. Les versions pondérées de l'équation (2) laissent supposer que, pour chaque tranche additionnelle de 100 femmes non mariées mises à pied dans une région économique une année donnée, de 4 à 5 femmes non mariées de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante. Par contre, les résultats ne diffèrent généralement pas beaucoup selon l'état matrimonial dans le cas des hommes.

Les résultats figurant aux tableaux 4 et 5 visent à rendre compte des répercussions totales des variations des taux de mise à pied régionaux sur les transitions aux études PS, grâce aux trois canaux distincts mentionnés précédemment. Une répercussion vérifiable du deuxième et du troisième canal, qui a trait aux travailleurs non mis à pied employés dans des entreprises en difficulté et dans d'autres entreprises, est que les variations des taux de mise à pied régionaux peuvent comporter une corrélation positive avec les transitions à court terme aux études PS pour les adultes de sexe masculin qui n'ont pas encore été mis à pied.

Au tableau 6, on vérifie cette hypothèse en calculant Y_{rt} pour le sous-ensemble des employés adultes qui n'ont pas été mis à pied l'année t et en calculant la régression Y_{rt} sur les effets de l'année, les effets fixes propres à une région, les tendances linéaires propres à une région ou les tendances quadratiques, L_{rt} et U'_{rt}[22]. Il existe des preuves que les travailleurs adultes de sexe masculin qui n'ont pas encore été mis à pied réagissent aux variations des taux de mise à pied régionaux. À partir de modèles qui comprennent des tendances linéaires propres à une région, une augmentation de 1 point de pourcentage des taux de mise à pied dans une région économique donnée est, pour les employés de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans qui n'ont pas été mis à pied l'année t, associée à une augmentation des transitions aux études à temps plein, qui varie entre 0,029 point de pourcentage et 0,035 point de pourcentage.

22. Étant donné que le sous-ensemble des employés qui n'ont pas été mis à pied de façon permanente l'année t ne peut pas être repéré dans l'EPA, les variables de contrôle de l'EPA utilisées dans les tableaux 3 et 4 pour l'estimation de l'équation (2) ne peuvent pas être utilisées ici.

Tableau 4
Taux de mise à pied et transitions aux études postsecondaires, données regroupées, selon l'âge et le sexe

	Inscription totale		Inscription à temps plein		Inscription à temps partiel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	coefficients de régression					
Employés âgés de 35 à 44 ans						
Données pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,048 †	-0,009	0,063 ***	0,014	-0,006	-0,023
Tendances quadratiques	0,017	-0,053	0,030 †	-0,018	-0,009	-0,038
Données non pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,075 *	0,016	0,054 ***	0,007	0,030	0,010
Tendances quadratiques	0,040 †	-0,032	0,029 †	-0,013	0,018	-0,020
Employés âgés de 45 à 54 ans						
Données pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,034	0,004	0,039 **	0,024	0,000	-0,017
Tendances quadratiques	0,021	-0,017	0,023 *	0,014	-0,001	-0,029
Données non pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,042 *	-0,004	0,032 *	0,004	0,014	-0,006
Tendances quadratiques	0,036 *	-0,031	0,021 *	-0,004	0,017	-0,025

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : L'échantillon comprend les employés qui ne sont pas des étudiants l'année *t*. Les chiffres devraient être interprétés de la façon suivante : à partir des données pondérées et en tenant compte des tendances linéaires propres à la région (ainsi que d'autres variables définies dans le corps du texte), une augmentation d'un point de pourcentage des taux de mises à pied est, pour les employés de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans, associée à une augmentation de 0,063 point de pourcentage des transitions aux études à temps plein dans des établissements d'enseignement postsecondaire.
Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Tableau 5
Taux de mise à pied et transitions aux études postsecondaires à temps plein, données regroupées, selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial

	Données pondérées		Données non pondérées	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	coefficients de régression			
Employés âgés de 35 à 44 ans				
Tous	0,063 ***	0,014	0,054 ***	0,007
Mariés	0,056 **	-0,005	0,045 *	-0,010
Non mariés	0,056 ***	0,051 *	0,037 **	0,030
Employés âgés de 45 à 54 ans				
Tous	0,039 **	0,024 *	0,032 *	0,004
Mariés	0,034 *	0,018	0,030 †	0,010
Non mariés	0,027 **	0,038 *	0,020 †	0,006

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,01$)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,001$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,10$)

Notes : L'échantillon comprend les employés qui ne sont pas des étudiants l'année *t*. Dans toutes les régressions, on utilise des modèles comportant des tendances linéaires propres à la région. Les chiffres s'interprètent de la façon suivante : à partir des données pondérées et en tenant compte des tendances linéaires propres à la région (ainsi que des autres variables définies dans le corps du texte), une augmentation de 1 point de pourcentage des taux de mises à pied est, pour les femmes non mariées âgées de 35 à 44 ans, associée à une augmentation de 0,051 point de pourcentage des transitions aux études à temps plein dans les établissements d'enseignement postsecondaire.

Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Tableau 6
Taux de mise à pied et transitions aux études postsecondaires chez les travailleurs non mis à pied, données regroupées, selon l'âge et le sexe

	Inscription totale		Inscription à temps plein		Inscription à temps partiel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
	coefficients de régression					
Employés âgés de 35 à 44 ans						
Données pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,018	-0,033	0,035 *	-0,006	-0,010	-0,027
Tendances quadratiques	-0,007	-0,074	0,009	-0,035 *	-0,015	-0,043
Données non pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,048	-0,009	0,029 *	-0,012	0,027	0,001
Tendances quadratiques	0,018	-0,060	0,009	-0,035	0,012	-0,031
Employés âgés de 45 à 54 ans						
Données pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,010	-0,015	0,018 †	0,006	-0,006	-0,019
Tendances quadratiques	-0,001	-0,034	0,006	0,000	-0,007	-0,033
Données non pondérées						
Tendances propres à la région économique						
Tendances linéaires	0,023	-0,013	0,014	-0,007	0,010	-0,004
Tendances quadratiques	0,018	-0,039 *	0,005	-0,010	0,012	-0,027 †

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,10$)
Notes : L'échantillon comprend les employés qui ne sont pas des étudiants l'année *t* et qui n'ont pas été mis à pied l'année *t*. Tous les modèles comprennent des effets d'année, des effets fixes propres à la région, des tendances linéaires ou quadratiques propres à la région, des taux de mises à pied et une mesure du taux de chômage orthogonale par rapport aux taux de mise à pied. Les chiffres devraient être interprétés de la façon suivante : à partir des données pondérées et en tenant compte des tendances linéaires propres à la région (ainsi que d'autres variables définies ci-dessus), une augmentation de 1 point de pourcentage des taux de mises à pied est, pour les employés de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans, associée à une augmentation de 0,035 point de pourcentage dans les transitions aux études à temps plein dans des établissements d'enseignement postsecondaire.
Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2011.

5 Conclusion

La compréhension du rapport entre les pertes d'emploi et l'inscription aux études postsecondaires (PS) est importante, compte tenu des ouvrages publiés reconnus qui montrent un rapport négatif entre la suppression d'emploi et la rémunération subséquente. Des programmes existent déjà pour aider les travailleurs déplacés en leur offrant une formation parrainée par le gouvernement. La présente étude fournit des renseignements complémentaires en évaluant la mesure dans laquelle les travailleurs canadiens s'adaptent aux pertes d'emploi ou à l'augmentation des taux de mise à pied dans leur région en poursuivant des études PS autofinancées.

À partir de microdonnées longitudinales, l'étude montre que, peu importe leur sexe et leur état matrimonial, les employés mis à pied sont plus susceptibles que les autres employés de fréquenter des établissements PS l'année de leur mise à pied ou l'année suivante. L'étude montre aussi que les employés mis à pied semblent réagir aux pertes d'emploi quelques années avant que les mises à pied se produisent et que leur réaction, du point de vue de l'augmentation de la scolarité, s'étend sur plusieurs années.

À partir de données regroupées, l'étude montre que, pour chaque tranche additionnelle de 100 hommes adultes mis à pied dans une région économique une année donnée, de 2 à 6 hommes de plus s'inscrivent à temps plein dans des établissements d'enseignement PS l'année suivante. Un rapport positif entre les taux de mise à pied régionaux et les transitions régionales aux études PS est aussi observé pour les femmes non mariées. Conformément à la notion que certains travailleurs non mis à pied peuvent s'inscrire, à titre préventif, dans des établissements d'enseignement PS, l'étude démontre que les variations des taux de mise à pied régionaux comportent une corrélation positive avec les transitions à court terme à des établissements d'enseignement PS pour les travailleurs adultes de sexe masculin âgés de 35 à 44 ans qui n'ont pas encore été mis à pied.

Jusqu'à maintenant, une somme importante d'ouvrages a évalué les répercussions causales de nombreux facteurs, par exemple, la taille de la classe, la qualité de l'enseignement et les effets des pairs sur la réussite scolaire des enfants. Toutefois, on sait encore relativement peu de choses concernant les déterminants de l'éducation des adultes. Pris ensemble, les résultats des analyses au niveau de la personne et des analyses au niveau du groupe montrent hors de tout doute que la perte d'emploi est un déterminant de l'éducation des adultes.

Tableau 1 en annexe
Statistiques descriptives, données au niveau individuel, 2001 à 2011

	Hommes	Femmes
	pourcentage	
Inscription des adultes		
Études postsecondaires	2,4	4,1
Études postsecondaires à temps plein	1,0	1,4
Études postsecondaires à temps partiel	1,6	3,0
Durée observée en rapport avec la perte d'emploi		
Deux années avant	1,2	1,0
Une année avant	1,2	1,0
Pendant l'année de la perte d'emploi	1,2	1,0
Une année après	1,1	0,9
Deux années après	0,9	0,8
Trois années après	0,8	0,7
Quatre années après	0,6	0,5
Cinq années après	0,5	0,4
Taux de chômage dans la région économique de résidence	6,1	5,6
	nombre	
Âge moyen	44,6	44,7
Nombre d'observations par année-personne	9 562 622	10 429 372

Notes : L'échantillon comprend les personnes âgées de 35 à 44 ans en 2001 qui ont produit une déclaration de revenus T1 de 2001 à 2011 et qui, au cours de la période de 2001 à 2003, avaient des salaires et traitements positifs et aucun revenu d'un travail autonome et qui n'ont pas connu de mise à pied permanente. Huit groupes de traitement sont examinés. Ils représentent les travailleurs dont la première mise à pied permanente après 2003 s'est produite l'année t, où t = 2004, ... 2011. Le groupe de contrôle comprend les employés qui, au cours de la période de 2001 à 2011, avaient des salaires et traitements positifs et aucun revenu d'un travail autonome et qui n'ont pas connu de mise à pied permanente.

Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Tableau 2 en annexe
Statistiques descriptives, données regroupées, 2001 à 2011

	Hommes	Femmes
	pourcentage	
Employés âgés de 35 à 44 ans		
Début des études postsecondaires l'année *t*+1	1,9	2,8
Études postsecondaires à temps plein	0,9	1,2
Études postsecondaires à temps partiel	1,1	1,8
Mise à pied l'année *t*	5,8	3,6
Titulaire d'un baccalauréat ou d'un diplôme de niveau supérieur	25,4	27,1
Employé à temps plein	96,9	81,0
Conjoint employé à temps plein	43,6	64,0
Immigrants	19,2	18,8
	dollars de 2002	
Salaires horaires réels moyens	22,22	18,44
	pourcentage	
Employés âgés de 45 à 54 ans		
Début des études postsecondaires l'année *t*+1	1,0	1,6
Études postsecondaires à temps plein	0,5	0,6
Études postsecondaires à temps partiel	0,6	1,1
Mise à pied l'année *t*	5,3	3,2
Titulaire d'un baccalauréat ou d'un diplôme de niveau supérieur	22,3	21,5
Employé à temps plein	96,8	81,9
Conjoint employé à temps plein	46,4	58,3
Immigrants	14,6	13,9
	dollars de 2002	
Salaires horaires réels moyens	23,54	18,79

Note : L'échantillon comprend les employés âgés de 35 à 44 ans (ou de 45 à 54 ans) l'année *t* qui ne sont pas des étudiants cette année-là.
Sources : Statistique Canada, Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés et Enquête sur la population active, 2001 à 2011.

Bibliographie

Bonikowska, A., et R. Morissette. 2012. *Pertes de gains des travailleurs déplacés ayant une participation stable au marché du travail : données récentes pour le Canada*. Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 346. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Dar, A., et I. Gill. 1998. « Evaluating retraining programs in OECD countries: Lessons learned », *World Bank Research Observer* 13 (1) : 79 à 101.

Decker, P., et W. Corson. 1995. « International trade and worker displacement: Evaluation of the Trade Adjustment Assistance Program », *Industrial and Labor Relations Review* 48 (4) : 758 à 774.

Eliason, M., et D. Storrie. 2006. « Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement », *Journal of Labor Economics* 24 (4) : 831 à 856.

Frenette, M. 2003. *Accès au collège et à l'université : est-ce que la distance importe?* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 201. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, M., R. Upward, et P.W. Wright. 2011. *L'incidence à long terme sur le revenu des études postsecondaires après la perte d'un emploi.* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 334. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Heckman, J.J., R.J. Lalonde, et J.A. Smith. 1999. « The economics and econometrics of active labor market programs », Dans *Handbook of Labor Economics*, publié sous la direction de O. Ashenfelter et D. Card, vol. 3, chapitre 31, p. 1865 à 2097. Amsterdam , Hollande-Septentrionale.

Heinrich, C.J., P.R. Mueser, et K.R. Troske. 2008. *Workforce Investment Act Non-experimental Net Impact Evaluation.* Rapport final. Columbia, Maryland : IMPAQ International.

Hijzen, A., R. Upward, et P.W. Wright. 2010. « The income losses of displaced workers », *Journal of Human Resources* 45 (1) : 243 à 269.

Huttunen, K., J. Møen, et K. Salvanes. 2006. *How Destructive is Creative Destruction? Investigating Long-term Effects of Worker Displacement.* Document de travail nº 2316 de l'IZA. Bonn, Allemagne : Institute for the Study of Labor.

Jacobson, L., R.J. Lalonde, et D.G. Sullivan. 1993. « Earnings losses of displaced workers », *American Economic Review* 83 (4) : 685 à 709.

Jacobson, L., R.J. Lalonde, et D.G. Sullivan. 2005. « Estimating the returns to community college schooling for displaced workers », *Journal of Econometrics* 125 (1–2) : 271 à 304.

Leigh, D. 1994. *Retraining Displaced Workers: The US Experience.* Étude de politique de formation 1. Genève, Suisse : Bureau international du Travail.

Lewbel, A., Y. Dong, et T.T. Yang. 2012. « Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors », *Canadian Journal of Economics* 45 (3) : 809 à 829.

Morissette, R., W. Ci, et G. Schellenberg. 2016. *Taux d'embauche et de mise à pied selon la région économique de résidence: qualité des données, concepts et méthodes*. Études analytiques : méthodes et références, nº 1. Produit nº 11-633-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Morissette, R., H. Qiu, et P.C.W. Chan. 2013. « The risk and cost of job loss in Canada, 1978–2008 », *Canadian Journal of Economics* 46 (4) : 1480 à 1509.

Morissette, R., X. Zhang, et M. Frenette. 2007. *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs*. Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 291. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques). 2013. *Retrouver du travail : retour à l'emploi, salaires et utilisation des compétences suite à une perte d'emploi pour raisons économiques* (en anglais seulement). Division de l'analyse et des politiques de l'emploi, Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales, Paris, France : OCDE.

Wooldridge, J.M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2e édition. Cambridge : MIT Press.